





# MODE D'UTILISATION DU LOGICIEL HYDROLAB 2018

Ce logiciel a été développé par

**J.P. LABORDE**
Dr. es Sciences en Hydrologie
Ingénieur hydrogéologue de l'E.N.S.G.
Ingénieur hydraulicien de l'E.N.S.E.E.I.H.T.
Professeur émérite à l'Université de Nice - Sophia Antipolis

et avec l'aide de

**N. MOUHOUS** **et** **M. ASSABA**
Ingénieur d'Etat en Hydraulique — Ingénieur géographe

Décembre 2017

ECOLE POLYTECHNIQUE DE L'UNIVERSITE DE NICE - SOPHIA ANTIPOLIS
Département Hydroinformatique et Ingénierie de l'Eau
1645, Route des Lucioles – 06410 BIOT - France
Tél +33 (0)4 92 38 85 50 • Fax +33 (0)4 92 38 85 02 • hydro@polytech.unice.fr • www.polytech.unice.fr

# RESUME


Hydrolab 2018 est un logiciel libre, développé de façon à résoudre les problèmes les plus fréquemment rencontrés par les hydrologues. Notre volonté a été tout d'abord de créer un outil très simple parfaitement intégré au logiciel EXCEL dont l'utilisation est universelle.

Les « entrées- sorties » étant des feuilles Excel, il est très facile de les personnaliser avec une connaissance minimale de ce tableur. En particulier, il est aisé de modifier la présentation et le format des résultats. On peut ajouter des commentaires libre, la langue dans laquelle les résultats sont présentés peut être changée en ajoutant une colonne traduisant dans la langue de votre choix, la version française.

Les résultats sous forme graphiques ou de tableau sont immédiatement transférables et modifiables sous Word, PowerPoint ….

Toutes les sources sont fournies sous la forme de macro-commande en basic. Elles peuvent éventuellement être modifiées.

Les principales utilisations concernent :

- les ajustements statistiques (loi de Gauss, log normale, racine normale, loi de Gumbel, loi exponentielle, loi GEV, loi de Poisson) ;
- la détection d'anomalies dans des séries de données par analyse des résidus de régression ;
- les régressions multiples et l'analyse en composantes principales ;
- le comblement de lacunes dans des séries de données.

Vous trouverez également des utilitaires sur :

- la reconstitution des crues à partir des précipitations (différentes fonctions de production, d'hydrogrammes unitaires et de pluies de projet) ;
- le laminage des crues à la traversée de barrages (type et nombre d'évacuateur variables) ;

# REMERCIEMENTS

Ce logiciel a été élaboré par J.P. LABORDE. La première version est apparue en 1990 sous Excel 4 ! Par la suite quelques modifications et compléments ont été apportées pour le rendre compatible jusqu'à la version 2005 d'Excel.

Cependant son état actuel doit beaucoup à Nassima MOUHOUS puis à Mohamed ASSABA qui au cours de leurs DEA et thèses à l'UMR 6012 « Espace » du C.N.R.S. ont contribué à rendre cet outil plus convivial.

Nous avons reçu l'appui de l'Université de Nice, pour réaliser et diffuser plus largement une version complétée et compatible avec Excel 2013.



# AVERTISSEMENTS

Hydrolab 2018 est un logiciel libre, simple et gratuit. La seule contrepartie demandée est de signaler son utilisation et son origine !

Hydrolab 2018 peut facilement être modifié mais la contrepartie est que les résultats des traitements restent sous la responsabilité des utilisateurs. Nous vous engageons vivement à n'utiliser que la version diffusée sur le site de Polytech'Nice ou sur des sites de confiance.

Afin de préserver la reconnaissance de l'origine de ce travail, Hydrolab est référencé auprès de l'Agence pour la Protection des Programmes




URL du certificat de référencement :
http://www.legalis.net/cgi-iddn/certificat.cgi?IDDN.FR.010.0075748.000.R.C.1999.027.20700

Au fur et à mesure, Hydrolab s'enrichit, se perfectionne et se corrige en fonction des utilisations qui en sont faites. Aussi n'hésitez pas à nous faire part des anomalies que vous auriez détectées, des améliorations que vous proposeriez et des développements que vous souhaiteriez, à l'adresse suivante : laborde@unice.fr

# SOMMAIRE





# INTRODUCTION

Notre volonté a été tout d'abord de créer un outil très simple parfaitement intégré au logiciel EXCEL dont l'utilisation est universelle. Pour se servir correctement d'Hydrolab, il est donc préférable d'avoir des bases sur l'utilisation de ce tableur.

L'objet d'Hydrolab n'est certainement pas de remplacer des logiciels de statistiques beaucoup plus complets tels qu'on peut en trouver dans le commerce. Par contre son utilisation est des plus simples et des plus rapides. Il présente également une souplesse d'emploi dans la manipulation des données d'entrée et dans la présentation des résultats (graphiques et numériques). Enfin il vous est possible de modifier certains traitements et/ou de les automatiser. C'est un logiciel ouvert !

Avec l'arrivée sur le marché d'EXCEL 2013, et ses profonds changements par rapport aux versions précédentes, il était nécessaire de réaliser une nouvelle version. Ceci a été aussi l'occasion de compléter les traitements proposés et de donner plus de souplesse dans l'organisation des données en entrées.

- Dans la plupart des traitements, on sait a priori que les données seront unidimensionnelles. Hydrolab 2018 permet dans ce cas de sélectionner les données dans n'importe quelle feuille de calcul et de lancer directement le traitement.
- Il est possible d'importer directement les noms les variables et les observations ou de générer automatiquement ces noms, ce qui facilite l'exploitation des résultats.
- Dans les plages de données, il existe parfois des lacunes, aussi Hydrolab 2018 identifie automatiquement ces lacunes (marquées par des blancs ou des caractères alphanumériques), les signale et ne fait de traitement que sur les données réellement utilisables.

Dans ce cas de figure il suffit de sélectionner dans votre feuille les données et éventuellement les noms des observations et/ou variables à traiter et de lancer le traitement désirer.

Pour les données multidimensionnelles, Hydrolab 2018 vous impose une mise en forme du tableau de données. Comme précédemment il suffit de sélectionner dans votre feuille les données et éventuellement les noms des observations et/ou variables à traiter mais vous devrez les coller (collage spécial « valeurs » avec ou sans transposition) dans une feuille modèle où vous pourrez préciser la nature du traitement désirer et/ou la précision souhaitée. Ici aussi les lacunes seront gérées automatiquement.

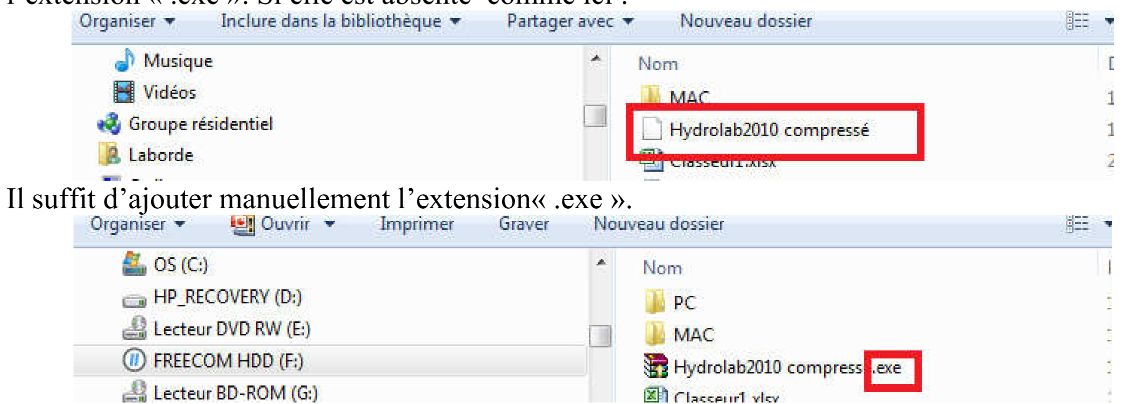
Enfin, Hydrolab 2018 comporte des utilitaires spécifiques et détaillés plus loin, sur :

- la reconstitution des crues à partir des précipitations (différentes fonctions de production, d'hydrogrammes unitaires et de pluies de projet) ;
- le laminage des crues à la traversée de barrages (type et nombre d'évacuateur variables) ;
- l'évaluation des ETP et ETR selon différentes méthodes classiques.

# I. INSTALLATION D'HYDROLAB 2018

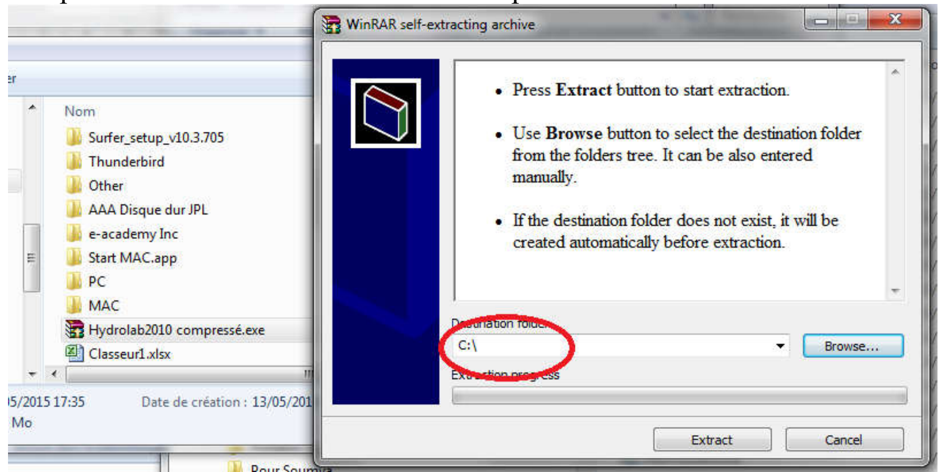
## I.1 Décompresser le dossier Hydrolab2018

Généralement vous recevrez Hydrolab2018 sous la forme d'un dossier compressé auto-extractible. Si vous avez reçu directement le dossier contenant les documents excel passez à l'étape suivante. Suivant les niveaux de protection d'internet vous recevrez le fichier auto-extractible avec ou sans l'extension « .exe ». Si elle est absente comme ici :

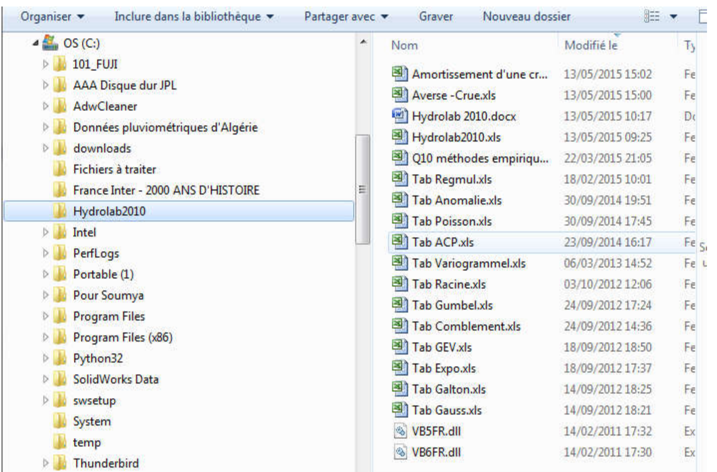



Il suffit d'ajouter manuellement l'extension« .exe ».

Un double clic sur Hydrolab2018 compressé.exe vous permet d'installer le logiciel. Attention, vous devez impérativement mettre le dossier décompressé directement sous la racine C:/



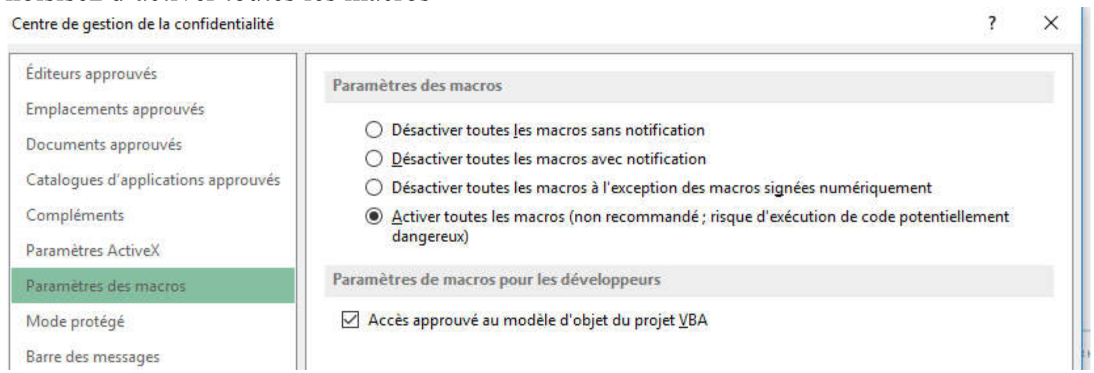

Vous devriez retrouver dans votre disque C, un dossier Hydrolab2018 contenant tous les fichiers nécessaires.



## I.2 Autorisez l'utilisation des macros

Suivant la version d'excel que vous utilisez, referez-vous à l'aide en ligne pour autoriser l'utilisation des macros d'Hydrolab2018. A titre d'exemple voici pour Excel 2013.

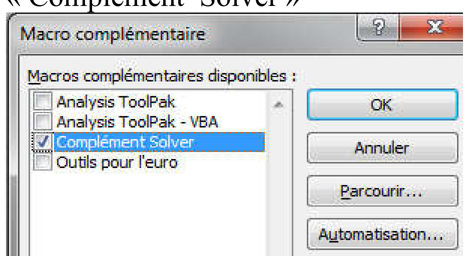
1.Cliquez sur l'onglet Fichier.
2.Cliquez sur Options.
3.Cliquez sur Centre de gestion de la confidentialité, puis sur Paramètres du Centre de gestion de la confidentialité.
4.Dans le Centre de gestion de la confidentialité, cliquez sur Paramètres des macros.
5.Choisisez d'activer toutes les macros

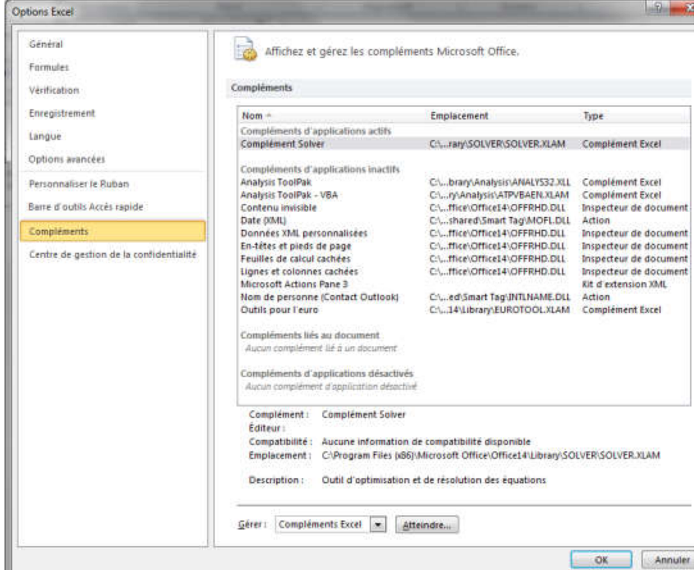



6.Cliquez sur OK.

## I.3 Chargez le Solveur

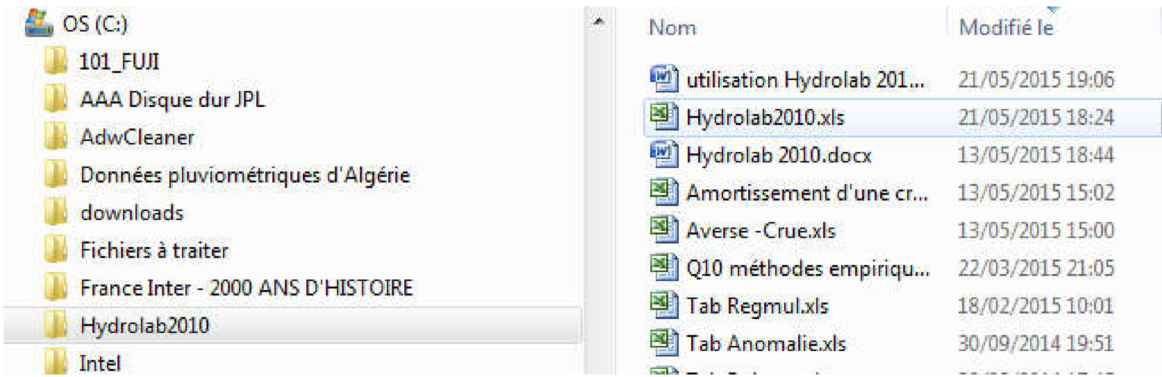
Bien que ce ne soit pas indispensable, il vous sera souvent utile de disposer des fonctionnalités du solveur d'Excel.
Dans le menu « fichier » cliquez sur « option » puis sur « complément » et faire « complément excel-atteindre »
Il vous reste alors à cocher la case « Complément Solver »



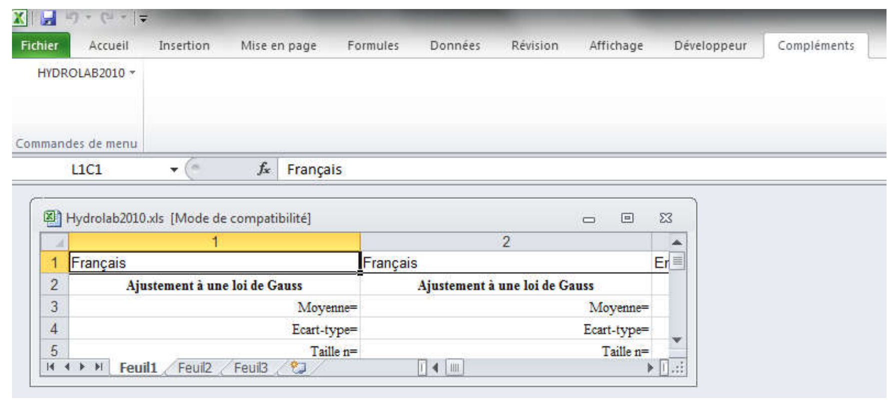




## I.4 Ouvrir Hydrolab2018.xlsm

Pour pouvoir utiliser Hydrolab2018 vous devez ouvrir le fichier « Hydrolab2018.xlsm » qui se trouve dans le dossier « Hydrolab2018 » directement sous la racine C/



S'ouvre alors la feuille « Hydrolab2018.xls » qui contient les commandes prêtes à être exécutées ainsi que la langue utilisée à l'affichage. Pour changer cette langue ou en ajouter une autre, voir plus loin.




En activant le menu complément vous devriez voir apparaitre le menu déroulant HYDROLAB2018. Vous pouvez alors laisser cette fenêtre ouverte ou la fermer, les macros commandes pilotées par le menu déroulant HYDROLAB2018 restent actives.

# II. ELEMENTS COMMUNS AUX STATISTIQUES UNIDIMENSIONNELLES

Sous cette rubrique sont regroupés les ajustements d'une variable aléatoire unidimensionnelle. Neuf types de loi ont été retenus :

| | | |
|---|---|---|
| Loi exponentielle | Loi de Gumbel | Loi log-normale (Galton) |
| Loi racine-normale | Loi normale (Gauss) | Loi de Poisson |
| Loi des extrêmes généralisée (GEV) | Loi de Pearson 3 | Loi des fuites |

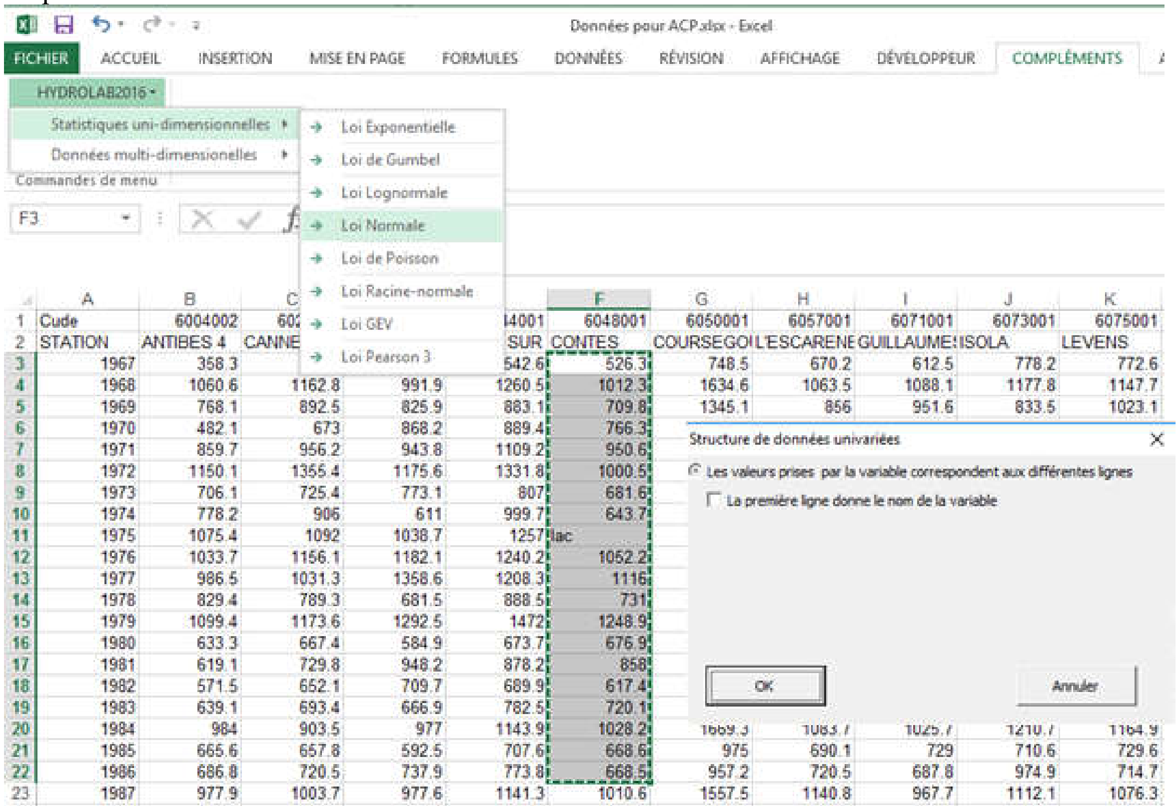
## II.1 Sélection de la plage de données à traiter

Les données à utiliser sont dans un de vos fichiers Excel. Ce sont aussi bien des valeurs que du texte ou des formules. Votre fichier de données sera préservé et les données à traiter seront transférées et mises en forme dans un des fichiers « Tab XXX.xlsx ». ***Le format de vos données sera reproduit dans « Tab XXX.xlsx ». (nombre de décimales, formats personnalisé…)***
Les observations de départ doivent être rangées sur une ou deux colonnes, chaque ligne correspond à une observation. S'il y a deux colonnes, la première donne le nom des observations (par exemple l'année). La première ligne peut éventuellement contenir la nature des observations et des mesures. HYDROLAB2018 accepte également que les observations soient rangées sur une ou deux lignes ; tout ce qui est dit plus loin reste alors valable en permutant le rôle des lignes et des colonnes

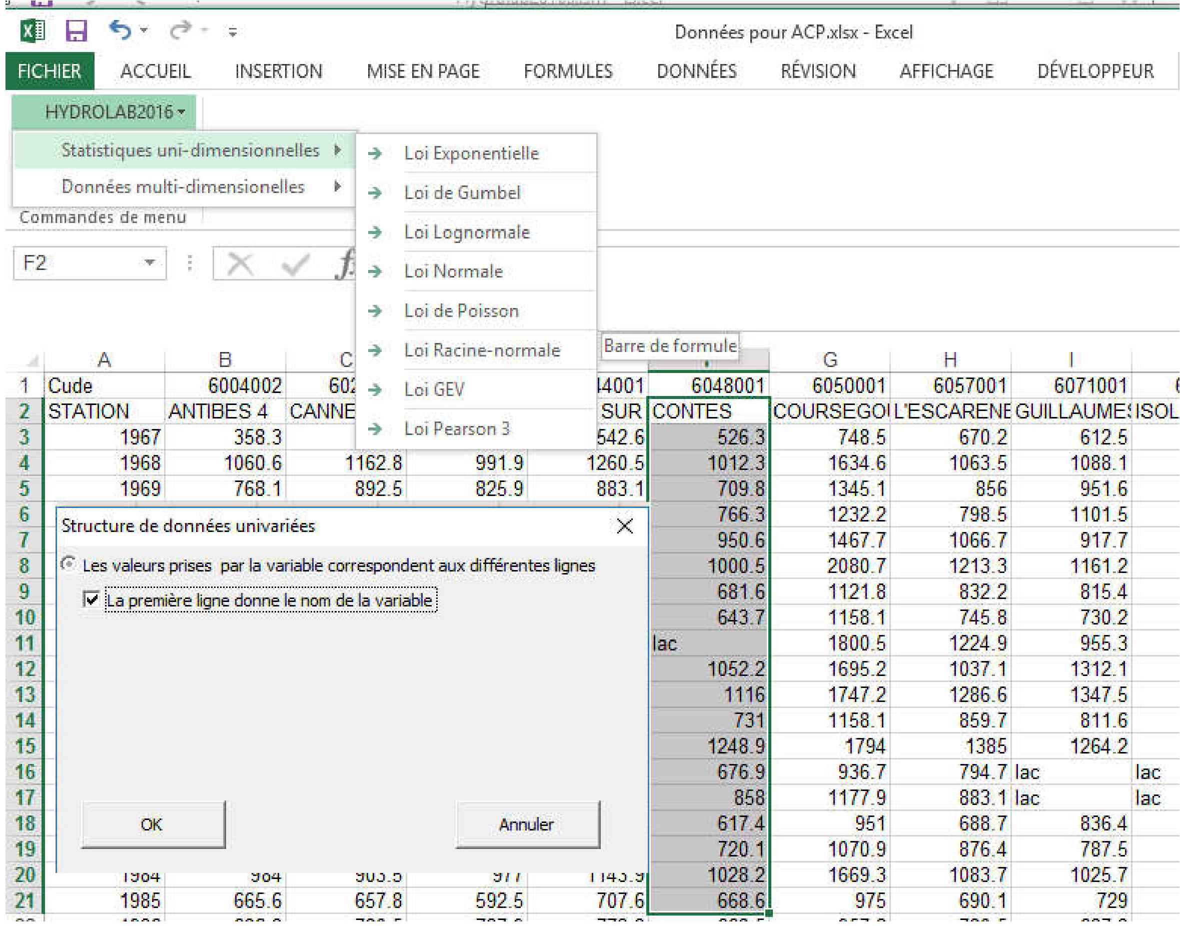
### II.1.1 Données en colonne sans nom de variable ni d'observation

Ici on a sélectionné les 19 hauteurs de pluie annuelles de la station de Contes et on s'apprête à ajuster à une loi de Gauss (loi normale). Hydrolab ne traitera que les 18 valeurs numériques et 1975 sera considéré comme une donnée manquante.

Une fenêtre s'ouvre alors vous montrant que les données sont en colonne et vous demandant si la première ligne contient le nom de la variable. Comme ce n'est pas le cas, on ne coche rien et on clique sur OK.



### II.1.2 Données en colonne avec nom de variable et sans nom d'observation




Ici on a sélectionné les 19 données de pluie, mais aussi ne nom de la station « CONTES ». Pour que CONTES soit considéré comme le nom de la variable (et non une donnée manquante) il faudra cocher la case « la première ligne donne le nom de la variable avant de faire OK.

### II.1.3 Données en colonne sans nom de variable mais avec noms d'observations

Cette fonctionnalité nécessite que les données soient dans deux colonnes contigües et que la première contienne les noms des observations. Hydrolab2018 a reconnu la présence des noms des observations dans la première colonne. Par contre il ne peut savoir si la première ligne contient les noms. On laissera ici la première des cases décochée pour taper OK.

FICHIER ACCUEIL INSERTION MISE EN PAGE FORMULES DONNÉES RÉVISION AFFIC

HYDROLAB2016

Statistiques uni-dimensionnelles
Données multi-dimensionelles
Commandes de menu

Loi Exponentielle
Loi de Gumbel
Loi Lognormale
Loi Normale
Loi de Poisson
Loi Racine-normale
Loi GEV
Loi Pearson 3

| | A | B |
|---|---|---|
| 1 | Code | 6004002 |
| 2 | Année | ANTIBES 4 |
| 3 | 1967 | 358.3 |
| 4 | 1968 | 1060.6 |
| 5 | 1969 | 768.1 |
| 6 | 1970 | 482.1 |
| 7 | 1971 | 859.7 |
| 8 | 1972 | 1150.1 |
| 9 | 1973 | 706.1 |
| 10 | 1974 | 778.2 |
| 11 | 1975 | 1075.4 |
| 12 | 1976 | 1033.7 |
| 13 | 1977 | 986.5 |
| 14 | 1978 | 829.4 |
| 15 | 1979 | 1099.4 |
| 16 | 1980 | 633.3 |
| 17 | 1981 | 619.1 |
| 18 | 1982 | 571.5 |

Structure de données univariées

Les valeurs prises par la variable correspondent aux différentes lignes

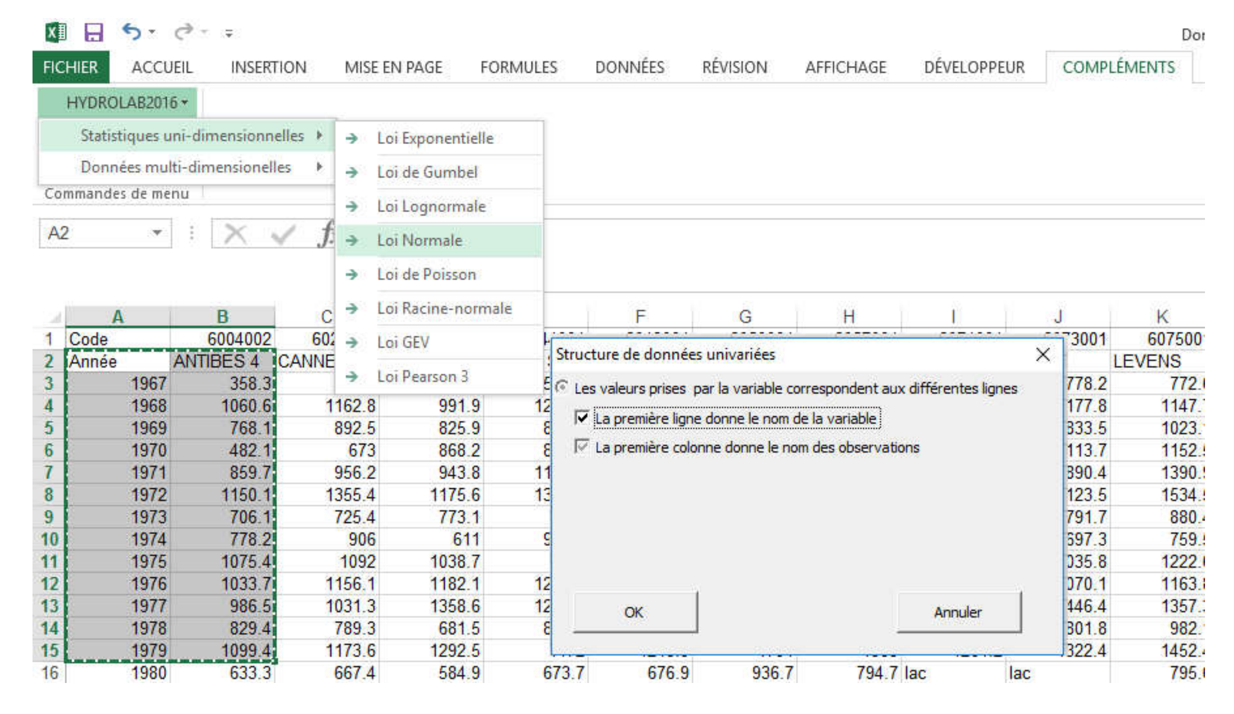
La première ligne donne le nom de la variable

La première colonne donne le nom des observations

OK Annuler

### II.1.4 Données en colonne avec nom de variable et avec noms d'observations

Cette fonctionnalité nécessite que les données soient dans deux colonnes contigües et que la première contienne les noms des observations. On suppose que la première ligne contient le nom de la variable. On cochera ici les deux cases avant de taper OK

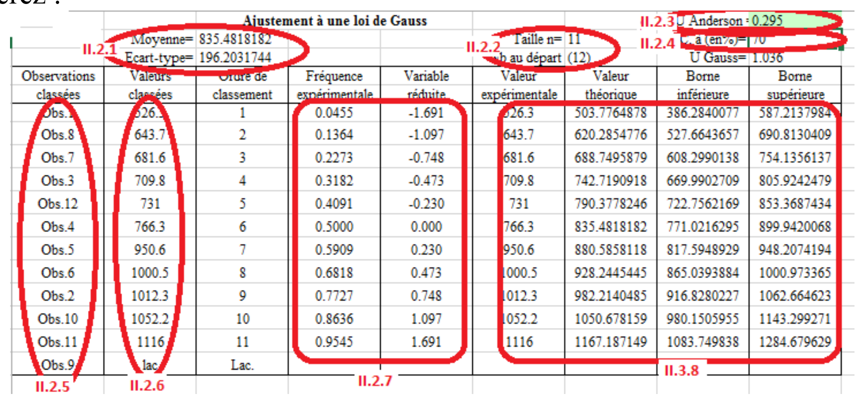



### II.1.5 Lancement du traitement

En cliquant sur le bouton OK, vous lancer le traitement statistique souhaité. Vos données restent préservées dans le fichier d'origine mais les valeurs en sont copiées dans un fichier Tab XXX.xlsx qui s'ouvre directement pour faire apparaître les données et les résultats de leur traitement. Ces fichiers sont protégés en écriture. Si vous souhaitez néanmoins conserver une feuille de résultats enregistrez-la sous un nouveau nom.

## II.2 Les résultats numériques

Après avoir lancé un ajustement vous verrez s'ouvrir une nouvelle feuille contenant vos données et les résultats sous forme numérique et graphique Vous pouvez y changer les formats, les polices… Si vos données sélectionnées avaient un format particulier, il sera reproduit dans cette feuille. Toutes les feuilles (à l'exception de la loi de Poisson) se présentent de façons analogues et vous y trouverez :



Ajustement à une loi de Gauss

II.2.1 Moyenne= 835.4818182 ; Ecart-type= 196.2031744

II.2.2 Taille n= 11 ; Nb au départ (12)

II.2.3 U Anderson : 0.295

II.2.4 α (en%)= 70

U Gauss= 1.036

| Observations classées | Valeurs classées | Ordre de classement | Fréquence expérimentale | Variable réduite | Valeur expérimentale | Valeur théorique | Borne inférieure | Borne supérieure |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Obs.1 | 626.3 | 1 | 0.0455 | -1.691 | 626.3 | 503.7764878 | 386.2840077 | 587.2137984 |
| Obs.8 | 643.7 | 2 | 0.1364 | -1.097 | 643.7 | 620.2854776 | 527.6643657 | 690.8130409 |
| Obs.7 | 681.6 | 3 | 0.2273 | -0.748 | 681.6 | 688.7495879 | 608.2990138 | 754.1356137 |
| Obs.3 | 709.8 | 4 | 0.3182 | -0.473 | 709.8 | 742.7190918 | 669.9902709 | 805.9242479 |
| Obs.12 | 731 | 5 | 0.4091 | -0.230 | 731 | 790.3778246 | 722.7562169 | 853.3687434 |
| Obs.4 | 766.3 | 6 | 0.5000 | 0.000 | 766.3 | 835.4818182 | 771.0216295 | 899.9420068 |
| Obs.5 | 950.6 | 7 | 0.5909 | 0.230 | 950.6 | 880.5858118 | 817.5948929 | 948.2074194 |
| Obs.6 | 1000.5 | 8 | 0.6818 | 0.473 | 1000.5 | 928.2445445 | 865.0393884 | 1000.973365 |
| Obs.2 | 1012.3 | 9 | 0.7727 | 0.748 | 1012.3 | 982.2140485 | 916.8280227 | 1062.664623 |
| Obs.10 | 1052.2 | 10 | 0.8636 | 1.097 | 1052.2 | 1050.678159 | 980.1505955 | 1143.299271 |
| Obs.11 | 1116 | 11 | 0.9545 | 1.691 | 1116 | 1167.187149 | 1083.749838 | 1284.679629 |
| Obs.9 | lac | Lac. | | | | | | |
| II.2.5 | II.2.6 | | II.2.7 | | | II.3.8 | | |

### II.2.1 Les paramètres ajustés de la loi de distribution

Ici, pour la loi de Gauss, il n'y a que deux paramètres : la moyenne et l'écart-type.

### II.2.2 La taille de l'échantillon sélectionné et le nombre de données utilisables

Dans ce cas de figure on avait sélectionné douze observations mais une était lacunaire

### II.2.3 Le test d'Anderson

Pour chaque ajustement on calcule la valeur du $Wn^2$ d'Anderson-Darling :

$$W_n^2 = -n - \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}((2i-1)Ln[F(x_i)] + (2n-2i+1)Ln[1-F(x_i)])$$

Et on évalue la probabilité pour que cette valeur soit dépassée du seul fait du hasard alors que la loi ajustée serait la bonne. Ici la probabilité d'être dépassée est de 0.295 (29.5%) cette probabilité est suffisamment forte pour ne pas rejeter l'hypothèse d'un ajustement satisfaisant. A priori on retient les seuils suivants :

- proba >0.1 (10%) ajustement satisfaisant (surligné de vert)
- 0.1(10%)> proba >0.05 (5%) ajustement douteux (surligné d'orange)
- proba <0.05 (5%) ajustement à rejeter (surligné de rouge)

### II.2.4 Les intervalles de confiance

A priori on retient les intervalles de confiances à 70% , c'est-à-dire que pour chaque fréquence théorique on évalue les bornes inférieures et supérieures entre lesquelles il y a 70% de chance que se trouve le véritable quantile. Il est tout à fait loisible de changer cet intervalle de confiance par exemple en tapant 90 au lieu de 70. Tout se remet à jour dans les résultats numériques, les graphiques et les tableaux d'application probabiliste.

### II.2.5 Les noms des observations classées

On trouve dans cette colonne les noms des observations classées dans l'ordre des valeurs numériques observées. Ici la plus petite observation est la première et la plus grande, la onzième. La 9ème observation est lacunaire. Si on avait également sélectionné la colonne contenant les années d'observation on lirait directement que la plus petite observation est celle de 1967 et la plus grande, celle de 1977. L'année 1975 est lacunaire.

### II.2.6 Les valeurs numériques observées classées par ordre croissant

### II.2.7 Les fréquences expérimentales et les variables réduites associées

Pour chaque valeur classée $x_i$, on évalue sa fréquence expérimentale par : $F_{exp}(x_i)= (i-0.5)/n$
A chaque fréquence expérimentale est associée une valeur de la variable réduite adaptée à la loi.

### II.2.8 Valeurs expérimentales, théoriques et bornes de l'intervalle de confiance

Pour chaque variable réduite (et donc chaque fréquence expérimentale) on donne la valeur observée, la valeur théorique selon l'échantillon et les bornes entre lesquelles il y 70 % de chance que se trouve la valeur observée.

## II.3 Le graphique d'ajustement

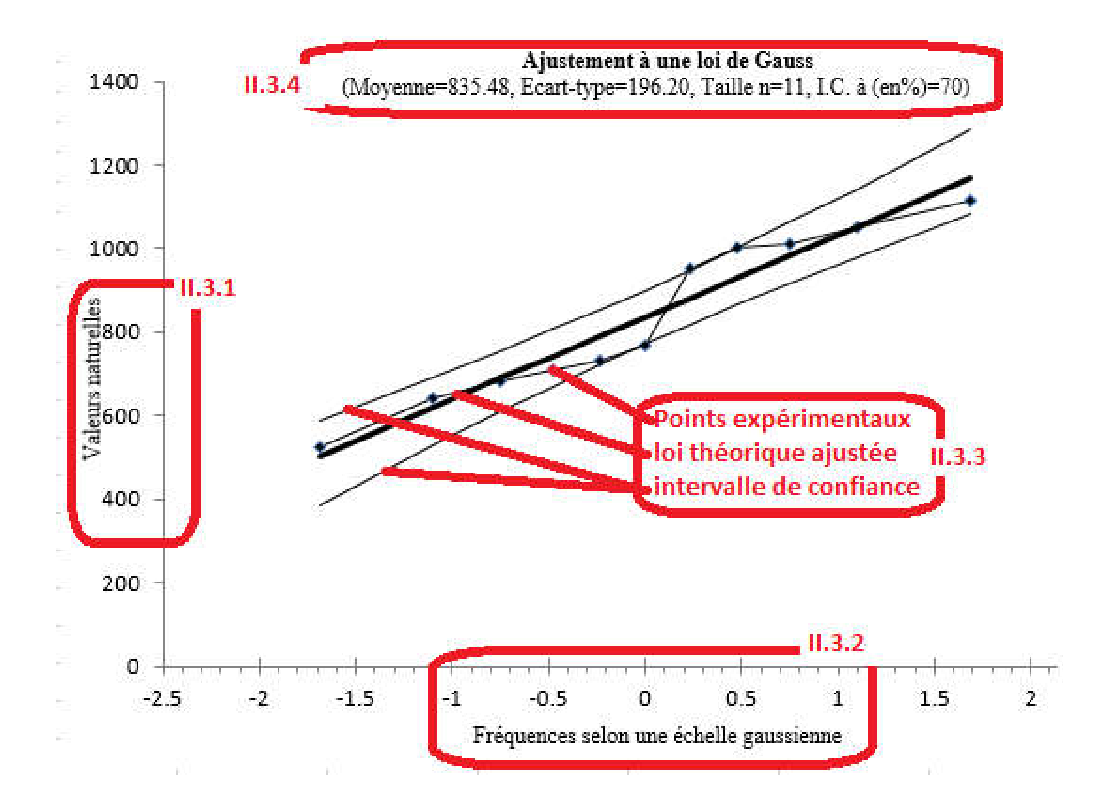
Dans la partie droite de la feuille vous trouverez un graphique d'ajustement que vous pouvez modifier selon votre gout et sur lequel vous pouvez ajouter des commentaires libres. Ce graphique est un objet que vous pouvez copier et coller dans n'importe quel document word ou autre.

### II.3.1 En abscisse la variable réduite associée aux fréquences

Cette échelle dépend de la loi choisie.

### II.3.2 En ordonnée les valeurs de la variable aléatoire ou de sa transformée (log, racine…)

En général les abscisses et ordonnées sont choisies de telle façon que la loi théorique soit représentée par une droite. Vous pouvez librement choisir les graduations et leurs limites




### II.3.3 Courbe des valeurs expérimentales, théoriques et bornes de l'intervalle de confiance

Vous y trouverez en nuages de points les valeurs expérimentales et en courbe grasse les valeurs théoriques et en courbes fines, les bornes de l'intervalle de confiance.

### II.3.4 Récapitulatif de l'ajustement

Dans le graphique sont figurés les éléments numériques essentiels de l'ajustement. En général les abscisses et ordonnées sont choisies de telle façon que la loi théorique soit représentée par une droite. Vous pouvez librement choisir les graduations et leurs limites

## II.4 Les tableaux d'exploitation probabiliste

A la fin de la feuille de résultats vous trouverez deux tableaux tels que les suivants :

| Fréquence | Variable réduite | Valeur théorique | Borne inférieure | Borne supérieure |
|---|---|---|---|---|
| ? | #VALEUR! | #VALEUR! | #VALEUR! | #VALEUR! |

| Valeur | Fréquence | Période de retour |
|---|---|---|
| ? | #VALEUR! | #VALEUR! |

Celui de gauche permet d'évaluer la valeur de la variable aléatoire et son intervalle de confiance pour une fréquence donnée. Celui de droite permet à l'inverse, d'associer à une valeur particulière de la variable aléatoire, sa fréquence et sa période de retour.
A titre d'exemple il suffit de taper à la place du point d'interrogation la valeur 0.9 pour savoir qu'à cette fréquence la valeur de la variable réduite est de 1.282 (ici variable réduite de Gauss)

On constate que pour cette fréquence la valeur $x_F$ la plus probable de la variable aléatoire est de 1086.9 et qu'il y a 70% de chance d'avoir : $1012.8 < x_F < 1186.8$

| Fréquence | Variable réduite | Valeur théorique | Borne inférieure | Borne supérieure |
|---|---|---|---|---|
| 0.9 | 1.282 | 1086.926303 | 1012.843913 | 1186.823728 |

De la même façon, on peut évaluer pour n'importe quelle valeur, sa fréquence théorique et sa période de retour en remplaçant le point d'interrogation par la valeur désirée.

| Valeur | Fréquence | Période de retour |
|---|---|---|
| 1126 | 0.931 | 14.4 |

Ainsi une pluie de 1126 mm correspond à une fréquence théorique F de 0.931 soit une période de retour T=1/(1-F)=14.4 années. Attention ceci n'a de sens que si l'on travaille sur un échantillon constitué de valeurs annuelles.

Si vous désirez faire ces calculs pour plusieurs valeurs il suffit de recopier la dernière ligne des tableaux vers le bas comme l'illustre le schéma ci-dessous.

| Fréquence | Variable réduite | Valeur théorique | Borne inférieure | Borne supérieure |
|---|---|---|---|---|
| 0.9 | 1.282 | 1086.926303 | 1012.843913 | 1186.823728 |
| 0.95 | 1.645 | 1158.207321 | 1075.900085 | 1273.647796 |
| 0.98 | 2.054 | 1238.433874 | 1145.461351 | 1372.776249 |

| Valeur | Fréquence | Période de retour |
|---|---|---|
| 1126 | 0.931 | 14.4 |
| 1200 | 0.968 | 31.7 |
| 1300 | 0.991 | 111.7 |

# III. SPECIFICITES DES DIFFERENTES LOIS

## III.1 Loi de Gauss (ou aussi loi normale)

### III.1.1 Domaines d'applications de la loi de Gauss

Cette loi est très fréquemment utilisée en hydrologie. Son emploi se justifie principalement par le théorème central limite qui établit que la somme x de p réalisations indépendantes d'une variable aléatoire quelconque y tend vers une loi de Gauss lorsque p tend vers l'infini. Ainsi cette loi s'applique assez bien à des variables hydrologiques « moyennes » telles que la pluviométrie annuelle, les débits moyens annuels…

### III.1.2 Compléments techniques

La mise en œuvre de la loi de Gauss correspond intégralement au dispositif commun de lancement et de présentation des résultats. Cette loi est définie sur $[-\infty,+\infty]$ et peut convenir à n'importe quel échantillon. Il nous parait seulement bon de préciser quelques points techniques. La fonction de répartition $F(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{u} e^{-\frac{u^2}{2}}du$ avec $u=\frac{x-\bar{x}}{\sigma}$ dépends de deux paramètres qui sont la moyenne $\bar{x}$ et l'écart-type σ.

• Ces paramètres moyenne et écart type sont évalués selon les estimateurs sans biais suivant :

$$\bar{x}=\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{n} \qquad \sigma=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1}}$$ , fonctions MOYENNE() et ECARTYPE() d'Excel

• L'intégrale de Gauss est évalué par les fonctions LOI.NORMALE() et LOI.NORMALE.INVERSE()

• pour l'intervalle de confiance à α % sur le quantile $x_F$, les bornes sont évaluées par :

$x_F \pm$ **Erreur !**σ *(Informations Techniques du CTGREF, Cahier 31, N°2, 1978)*

(2 fois plus pour la borne supérieure et 2 fois moins pour la borne inférieure)

$t_F$ : variable réduite de Gauss ayant la fréquence au non-dépassement F

$t_\alpha$ : variable réduite de Gauss ayant la fréquence au non-dépassement $1-\frac{1-\alpha}{2}$.

• pour l'intervalle de confiance à α % sur les moyennes et écart-type (Tableau au-dessus ou sous le graphique) on utilise classiquement les fonctions LOI.STUDENT.INVERSE.N() et KHIDEUX.INVERSE().

## III.2 Loi de Galton (ou aussi loi log-normale)

### III.2.1 Domaines d'applications de la loi de Galton

Dans Hydrolab la loi de Galton est utilisée sous une forme simplifiée où l'on suppose que c'est le logarithme de x qui suit une loi de Gauss. Son emploi se justifie pour des grandeurs hydrologiques résultants de la multiplication de nombreux facteurs. En effet si les facteurs y se multiplient les log(y) s'ajoutent : $x = \prod_{i=1}^{n} y_i \Rightarrow \log(x) = \sum_{i=1}^{n} \log(y_i)$ et log(x) tends ver une loi de Gausse lorsque n augmente.
Ceci explique que cette loi soit souvent utilisée dans la modélisation de phénomènes extrêmes tels que crues ou étiages.
Dans certains cas de figure, la variable x n'est pas bornée par zéro. Des prélèvements en eau, des infiltrations … peuvent justifier l'existence d'une borne inférieure $x_o$ à la variation de x. C'est alors le log($x$-$x_0$) qui suit une loi de Gauss et on supposera que ce seuil est parfaitement connu et non ajusté.

### III.2.2 Compléments techniques

L'ajustement à une loi de Galton reprends toutes les étapes de l'ajustement à une loi de Gauss mais en travaillant sur le log(x) puis en revenant aux valeurs naturelles de x. Si l'on se donne une borne inférieure $x_0$, il suffit de la rentrer manuellement et on travaille alors sur le log($x$-$x_0$) puis on revient aux valeurs naturelles de x. Mais attention, les intervalles de confiances supposent alors que $x_0$ est parfaitement connu.

## III.3 Loi des fuites

### III.3.1 Domaines d'applications de la loi des fuites

La loi des fuites préjuge que la grandeur x est la somme de k réalisation d'une grandeur y. On suppose que le nombre k de réalisation suit une loi de poisson, et que la grandeur y suit une loi exponentielle de paramètre de position nul. Ces hypothèses sont cohérentes avec de nombreuses variables hydrologiques telles que les précipitations mensuelles et même annuelles.

### III.3.2 Compléments techniques

Dans le logiciel Hydrolab, nous nous sommes inspiré essentiellement des travaux de Pierre RIBSTEIN (Cahier ORSTOM série hydrologie Vol 20 N° 2, 1983) qui s'inspire lui-même de la thèse de C. BARBUSIAUX (Etude statistique de la loi des fuites, thèse de 3eme cycle, Facultés des sciences de Paris, 1969).

- Si le nombre k de réalisation de y suit une loi de Poisson de paramètre de forme $\lambda$ : $\text{Proba}(k) = \frac{e^{-\lambda}\lambda^k}{k!}$
- Si la grandeur y suit une loi exponentielle simple de paramètre d'échelle s : $F(y) = 1 - e^{-y/s}$

La grandeur $x = \sum_{i=0}^{k} y_i$ suit une loi des fuites de fréquence au non dépassement Fx) :

$$F(x) = 1 - e^{-\lambda} \; e^{-u} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^{i+1}}{(i+1)!} \sum_{j=0}^{i} \frac{u^i}{j!} \quad \text{avec} \quad u = \frac{x}{s}$$

Dans la feuille de calcul et pour le calcul de F(x) la somme $\sum_{i=0}^{\infty}$ est limitée à $\sum_{i=0}^{50}$, ce qui est largement suffisant pour que les termes manquants soient bien négligeables.
Pour l'inversion de cette fonction, nous avons calculé des couples x – F(x) en nombre suffisant puis interpolé entre les points.
Pour l'ajustement des paramètres de forme $\lambda$ et d'échelle s, nous avons retenu la méthode proposée par C. BARBUSIAUX. Elle donne des estimations fiables de ces paramètres en se basant sur le nombre $n_o$ de valeurs nulles dans l'échantillon de taille n, sur la moyenne $\bar{x}$ et la variance V :

$$s = (1 - 0.586\sqrt{\frac{n_0}{n}})\ (\frac{V}{2\bar{x}} + \frac{\bar{x}}{Ln(\frac{n_0}{n})}) - \frac{\bar{x}}{Ln(\frac{n_0}{n})}$$

$$\lambda = (1 - 0.586\sqrt{\frac{n_0}{n}})\ (\frac{2\bar{x}^2}{V} + Ln(\frac{n_0}{n})) - Ln(\frac{n_0}{n})$$

Il n'existe pas d'étude exhaustive des intervalles de confiance sur les estimations des paramètres et des quantiles. Nous avons donc procédé aux tirages de 1000 échantillons de taille 12, 25 50 et 100 pour des valeurs de $\lambda$ de 0.5, 0.75, 1, 1.5, 2, 3, 4.5, 7 et 10. Nous en avons extraits les intervalles de confiance à 50%, 70%, 80%, 90% et 95% sur les paramètres $\lambda$ et s et sur les quantiles de Fréquence 0.001, 0.002, 0.005, 0.01, 0.02, 0.05, 0.1, 0.2, 0. 5, 0. 8, 0. 9, 0. 95, 0. 98, 0.99, 0.995, 0. 998 et 0. 999 ! C'est à partir de cette information qu'Hydrolab interpole les intervalles de confiance.
Pour les paramètres $\lambda$ et s, l'intervalle de confiance est donné dans le tableau au-dessus ou sous le graphique d'ajustement.

## III.4 Loi racine normale

### III.4.1 Domaines d'applications de la loi racine normale

De façon un peu analogue à ce qui a été dit pour la loi de Galton, on suppose ici, que c'est la racine carrée de x qui suit une loi de Gauss. Il n'existe pas de justification très pertinente pour l'utilisation de cette loi. Cependant elle est d'un emploi fréquent car elle est une approximation assez correcte et simple à traiter, de la loi de distribution des fuites que nous venons de voir
On constate que certaines grandeurs hydrologiques sont la somme de réalisations indépendantes, comme nous l'avons dit pour la loi de Gauss. Cependant si leur nombre ne tends pas vers l'infini, cette distribution présente une dissymétrie positive. C'est le cas pour des précipitations mensuelles mais aussi annuelles si la pluviométrie est faible et avec peu d'événements pluvieux dans l'année. On peut également remarquer que même si les pluies annuelles sont fortes en moyenne, mais avec un écart-type faible, le passage de x à $\sqrt{x}$ est quasi linéaire. La loi racine normale parait donc très bien adaptée pour toutes les pluies annuelles sur le bassin méditerranéen.

### III.4.2 Compléments techniques

L'ajustement à une loi de racine normale reprends toutes les étapes de l'ajustement à une loi de Gauss mais en travaillant sur $\sqrt{x}$ puis en revenant aux valeurs naturelles de x. On relèvera néanmoins la mauvaise adéquation de cette loi, si les valeurs de x sont fréquemment nulles. En effet la loi de Gauss est définie sur $[-\infty,+\infty]$ alors que $\sqrt{x}$ est positif ou nul. Avec Hydrolab les valeurs négatives de $\sqrt{x}$ sont ramenées à zéro mais ce n'est qu'un pis-aller !

## III.5 Loi de Gumbel

### III.5.1 Domaines d'applications de la loi de Gumbel

Cette loi a longtemps été considéré comme « la » loi de distribution des extrêmes. Comme on le verra plus loin, ce n'est en fait, qu'une des trois formes possibles de distributions des extrêmes. Cependant cette loi présente l'énorme avantage de ne dépendre que de deux paramètres et également de disposer d'estimateur simples des paramètres. Ceci explique que cette loi soit très fréquemment utilisée pour l'étude des crues maximales annuelles, des précipitations journalières maximales annuelles …

### III.5.2 Compléments techniques

La fonction de répartition est : $F(x) = e^{e^{-u}}$ avec $u = \frac{x - x_0}{g}$ (variable réduite de Gumbel) On notera la simplicité du passage des valeurs de x à leurs fréquences et réciproquement.
Le terme u est la variable réduite de Gumbel ; $x_0$ est le paramètre de position (mode) et g est le paramètre d'échelle différent de zéro et positif (g est aussi appelé "gradex").
Cette loi est définie sur $[-\infty,+\infty]$ et peut convenir à n'importe quel échantillon.
On peut noter dès à présent le comportement asymptotiquement exponentiel de la distribution de Gumbel : si F tend vers 1, en posant T = **Erreur !**, la variable réduite de Gumbel u tend vers Ln T.

Les paramètres sont estimés par la méthode des moments : g = 0,78 σ et $x_o = x;\bar{}$ - 0,577 s
L'intervalle de confiance à α % sur un quantile $x_F$ s'exprime en fonction de l'écart-type σ par :

$$\hat{x}_F - h_1\,\sigma \leq x_F < \hat{x}_F + h_2\,\sigma$$

où $h_1$ et $h_2$ sont des paramètres dépendant de la taille n de l'échantillon de la fréquence F et de la valeur de α.
• $h_1$ et $h_2$ seront évalués par la formule suivante (avec le signe + pour $h_2$ et le signe - pour $h_1$) :

$$h_{1,2} = \frac{\frac{u_\alpha}{n}\sqrt{1 + 1{,}13t_F + 1{,}1t_F^2} \pm \frac{u_\alpha^{\;2}}{n}(1{,}1t_F + 0{,}57)}{1 - 1{,}1\frac{u_\alpha^{\;2}}{n}}$$ *(Informations Techniques du CTGREF, Cahier 31, N°2, 1978)*

• $u_\alpha$ est la variable réduite de Gauss correspondant à la fréquence au non-dépassement $1 - \frac{1-\alpha}{2}$

• $t_F$ est la variable réduite de Gumbel correspondant à la fréquence au non-dépassement F, ramenée à sa moyenne et à son écart-type : $t_F$ = **Erreur !**

## III.6 Loi exponentielle

### III.6.1 Domaine d'applications de la loi exponentielle

La loi exponentielle s'applique assez bien aux observations de valeurs supérieures à un seuil. C'est souvent le cas pour les pluie journalières supérieures à un seuil, les débits de crue supérieures à un seuil…Elle se justifie aussi indirectement en remarquant que si les valeurs supérieures à un seuil suivent une loi exponentielle, et si le nombre de dépassement du seuil suit une loi de Poisson, alors les valeurs maximales annuelles suivent une loi de Gumbel.

### III.6.2 Compléments techniques

La fonction de répartition est : $F(x) = 1 - e^{-\frac{x - x_0}{g}}$

Cette loi a donc deux paramètres ( $x_0$ et g) et est définie sur l'intervalle $[x_0, +\infty]$. Nous considérons ici que $x_0$ est la borne inférieure de l'intervalle de définition et qu'il est donc connu a priori. Dans la feuille la valeur par défaut de $x_0$ est la plus petite valeur de l'échantillon mais on peut toujours se donner une autre valeur de $x_0$ en la tapant directement dans la cellule située à droite de " $x_0$=". Il faut bien sûr, que $x_0$ soit inférieur ou égal à la plus petite valeur de l'échantillon.
Le paramètre g (que l'on peut également appeler gradex) est estimé par : $g = \bar{x} - x_0$

L'intervalle de confiance à $\alpha$ % sur un quantile $x_F$ s'exprime ainsi :

$$\hat{x}_F - u_\alpha \frac{(\hat{x}_F - x_0)}{\sqrt{n}} < x_F < \hat{x}_F + u_\alpha \frac{(\hat{x}_F - x_0)}{\sqrt{n}}$$

• $u_\alpha$ est la variable réduite de Gauss correspondant à la fréquence au non-dépassement $1 - \frac{1-\alpha}{2}$

(formule simplifiée d'après MIQUEL 1984 et valable si g est le seul paramètre ajusté).

## III.7 Loi des extrêmes généralisée (GEV ou loi de Jenkinson)

### III.7.1 Domaine d'applications de la GEV

Jenkison (1955) a montré que les lois de distribution des extrêmes pouvaient se mettre sous une forme unique :

$$F(x) = e^{-\left[1 - \frac{k(x - x_o)}{s}\right]^{1/k}}$$

Trois paramètres interviennent : $x_o$ le paramètre de position, s le paramètre d'échelle et k le paramètre de forme. Sous cette formulation unique on retrouve en fait les trois types de distribution selon les valeurs prise par k :
Si k est positif, on retrouve une loi proposée par Weibull (GEV de type III) où x est défini sur l'intervalle $]-\infty, x_0'[$ Cette borne supérieure de l'intervalle de définition se déduit des paramètres s, k et $x_o$ par la relation : $x_0' = \frac{s}{k} + x_0$. En fait ce type de distribution se rencontre rarement en hydrologie et on la réserve à des études de valeurs extrêmes minimales (température, étiages…).

Si k est égal à zéro on constate que $\left[1 - \frac{k(x - x_o)}{s}\right]^{1/k} \rightarrow e^{-\frac{(x - x_o)}{s}}$. On retrouve donc la loi de Gumbel (GEV de type I) vue précédemment et x est défini sur l'intervalle ] - ∞ , + ∞ [

Enfin, si k est négatif, on trouve une loi proposée par Frechet (GEV de type II) où x est défini sur l'intervalle $]x_0', +\infty[$ Cette borne inférieure de l'intervalle de définition se déduit des paramètres s, k et $x_o$ par la relation : $x_0' = \frac{s}{k} + x_0$ Ce type de loi se rencontre souvent en hydrologie (cues, précipitations extrêmes…), mais la difficulté va résider dans l'estimation du paramètre de forme qui est très soumise aux aléas de l'échantillonnage. Il parait très hasardeux de caler la valeur de k sur un seul échantillon. Il est plus raisonnable de choisir a priori la valeur de k d'après une étude régionale. Koutsoyiannis (2004) a étudié 169 séries longues de pluie extrêmes (Etats-Unis, Royaume-Uni, France, Italie, Grèce) et il propose de fixer k à -0.15. Pour les pluies extrêmes d'Algérie (508 séries de 43 années en moyenne), je propose de retenir k=-0.073.

### III.7.2 Compléments techniques

Dans le cas général, il est préconisé d'utiliser la méthode des moments pondéré (Voir LUBES & MASSON, Hydrologie Continentale, vol.6 n°1, 1991). On estimera tout d'abord les trois premiers moments pondérés $b_0$, $b_1$ et $b_2$ :

$$b_0=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i \quad , \; b_1=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{i-1}{n-1}\,x_i \quad \text{et} \quad b_2=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{(i-1)(i-2)}{(n-1)(n-2)}\,x_i$$

*(n étant la taille de l'échantillon et i le rand dans l'échantillon classé par ordre croissant)*

On peut montrer que ces trois premiers moments pondérés $b_0$, $b_1$ et $b_2$ , sont liés au trois paramètres $x_o$, s et k par les relations :

$$\frac{3b_2-b_0}{2b_1-b_0}=\frac{1-3^{-k}}{1-2^{-k}} \quad , \; b_0=x_0+\frac{s}{k}[1-\Gamma(1+k)] \qquad \text{et} \quad 2b_1-b_0=\frac{s}{k}\Gamma(1+k)(1-2^{-k})$$

La fonction gamma est telle que : $\Gamma(1+k)=\int_0^{\infty}u^k e^{-u}du$ et on peut aisément montré que

Pour obtenir la valeur de Γ (k + 1) sur Excel, il suffit de faire appel à la fonction GAMMA().
La première équation ne contient qu'une seule inconnue, le terme k, et on peut la résoudre par itérations successives. Dans le cas général où $-0.5<k<0.5$ on peut évaluer k explicitement par la relation : $k=7.8590\,c+2.9554\,c^2$ avec $c=\frac{2b_1-b_0}{3b_2-b_0}-\frac{Ln(2)}{Ln(3)}$

On en déduit immédiatement les valeurs de s et $x_O$ par :

$$s=\frac{(2b_1-b_0)\,k}{(1-2^{-k})\;\Gamma(1+k)} \quad \text{et} \quad x_0=b_0+s\frac{\Gamma(1+k)-1}{k}$$

Il faut être très prudent sur cette estimation de k et nous recommandons de choisir une valeur régionale en la tapant directement dans la case concernée.
Pour évaluer les intervalles de confiance sur l'estimation des quantiles, nous nous sommes contenté d'envisager uniquement les lois de Fréchet. En posant $x_0'=\frac{s}{k}+x_0$, la variable $y=Ln(x-x_0')$ suit une loi de Gumbel. Nous avons donc calculé les intervalles de confiance sur les quantiles de y puis nous sommes revenus aux valeurs de x. Ceci n'est qu'une approximation qui suppose que l'on ne se trompe pas sur la borne $x_0'$

## III.8 Loi de Pearson III ou loi Gamma incomplète

### III.8.1 Domaine d'applications de la loi de Pearson III

Il n'y a pas de justification théorique à l'utilisation de cette loi en hydrologie, cependant elle est utilisée par pragmatisme dans certains secteurs. Par exemple on constate que les débits moyens annuels d'Algérie s'ajustent assez bien à ce type de loi.

### III.8.2 Compléments techniques

La loi Pearson III est une loi à 3 paramètres dont la fonction de répartition est donnée par :

$$F(x)=\frac{1}{\Gamma(\gamma)}\int_0^{u}u^{\gamma-1}\,e^{-u}\,du \quad \text{avec} \quad u=\frac{x-x_0}{s}$$

L'intervalle de variation de x est [ $x_O$, ∞ [ et les trois paramètres d'ajustement sont :

- $x_O$ : paramètre de position (borne inférieure)
- s : paramètre d'échelle (de même dimension que x)
- γ : paramètre de forme (positif différent de zéro)

En hydrologie, la borne inférieure $x_O$ est très souvent fixée à zéro. Les deux paramètres restants s'ajustent alors par la méthode des moments par les expressions $s=\frac{\sigma^2}{\bar{x}}$ et $\lambda=\frac{\sigma^2}{\bar{x}^2}$ où σ est

l'écart type et $\bar{x}$ la moyenne de la série. On remarque alors que le paramètre de forme est $\lambda = \frac{1}{CV^2}$

L'évaluation de F(x) et son inversion se font avec les fonctions d'Excel LOI.GAMMA.N() et LOI.GAMMA.INVERSE.N()

Il n'existe pas d'étude exhaustive des intervalles de confiance sur les estimations des paramètres et des quantiles. Nous avons donc procédé aux tirages de 1000 échantillons de taille 10, 20, 50, 100 et 200 pour des valeurs de CV de 0.2 à 2. Nous en avons extraits les intervalles de confiance de 50%, à 99% sur les quantiles de fréquence 0.01, 0.02, 0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0. 5, 0.6, 0.7, 0. 8, 0. 9, 0. 95, 0. 98 et 0.99 C'est à partir de cette information qu'Hydrolab interpole les intervalles de confiance.

## III.9 Loi de Poisson ou loi des événements rares

### III.9.1 Domaine d'applications de la loi de Poisson

Soit p la probabilité pour qu'un événement se produise lors d'une expérience et q la probabilité pour qu'il ne se produise pas ; on a bien évidemment : p + q = 1. Supposons maintenant que l'on effectue n expériences indépendantes ; on cherche alors quelle est la probabilité P (k) pour que l'événement se produise k fois dans les n expériences. On a alors :

$$P(k) = \frac{n!}{k!\,(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

Cette expression à deux paramètres (n et p) est connue sous le nom de loi de Bernoulli ou encore de loi binomiale. Il est peu fréquent d'utiliser cette loi en hydrologie, par contre on est souvent amené à travailler sur les nombres d'occurrence d'évènement rares. Si l'on s'intéresse au nombre k de crues dont le débit Q a dépassé un certain seuil $Q_0$ lors d'une année on se rapproche du schéma de Bernoulli. En effet on pourrait admettre que dans l'année il y a n=365 jours, et que la probabilité p pour qu'une crue y dépasse $Q_0$ est une valeur très faible voisine de zéro. Donc si n est très grand et si q=1-p tend vers un, la probabilité de k devient : $P(k) = \frac{e^{-\mu}\mu^k}{k!}$ C'est la loi de Poisson ou encore loi des évènement rares. Elle ne dépend que du seul paramètre $\mu$ représentant le nombre moyen de réalisation dans l'année.

Le nombre d'événement dépassant annuellement, un seuil comme les crues, les pluies journalières… suit bien souvent une loi de Poisson.

### III.9.2 Mise en œuvre

C'est la seule loi discrète développée dans Hydrolab et sa mise en œuvre est singulière ! Ceci mérite de traiter un exemple explicité à la page suivante.

On a relevé sur 36 années les hauteurs de pluies journalières et leur date d'occurrence. On a ensuite classé ces hauteurs et dates par hauteurs décroissantes. On a enfin transformé ces dates en année hydrologique débutant au 1er septembre. Par exemple le 13/10/1973 appartient à l'année hydrologique 1973-1974 et le 19/3/1979 appartient à l'année hydrologique 1978-1979. Les 42 années d'apparition des pluies supérieures à 60 mm sont alors sélectionnées (Cellules M6 à M47) et on lance dans la rubrique *Complément* puis *Hydrolab2018* puis *Statistiques unidimensionnelles* et enfin *loi de Poisson.*

On obtient la feuille Tab Poisson où il suffit de préciser le nombre d'année d'observation (36 dans la cellule G3).

| | M | N | O |
|---|---|---|---|
| 1 | Pluies journalières à Nice | | |
| 2 | supérieures à 40 mm sur 36 années | | |
| 3 | Pour ajustement à Poisson et exponentielle | | |
| 4 | | | |
| 5 | Année | Date | Pj |
| 6 | 1973-1974 | 13/10/1973 | 191,4 |
| 7 | 1987-1988 | 05/10/1987 | 117,8 |
| 8 | 1998-1999 | 30/09/1998 | 116,6 |
| 9 | 1999-2000 | 24/10/1999 | 108,2 |
| 10 | 1992-1993 | 03/10/1992 | 104,2 |
| 11 | 2000-2001 | 24/12/2000 | 98,4 |
| 12 | 1987-1988 | 10/10/1987 | 95,8 |
| 13 | 1968-1969 | 03/11/1968 | 93,1 |
| 14 | 1998-1999 | 08/10/1998 | 90,2 |
| 15 | 1996-1997 | 22/09/1996 | 89,8 |
| 16 | 1992-1993 | 06/10/1992 | 89 |
| 17 | 1997-1998 | 19/12/1997 | 89 |
| 18 | 1993-1994 | 07/10/1993 | 87,4 |
| 19 | 1978-1979 | 19/03/1979 | 85 |
| 20 | 1991-1992 | 29/09/1991 | 84,8 |
| 21 | 1965-1966 | 20/06/1966 | 80,6 |
| 22 | 1999-2000 | 19/09/1999 | 77,4 |
| 23 | 2000-2001 | 05/11/2000 | 76,8 |
| 24 | 1968-1969 | 14/09/1968 | 76,3 |
| 25 | 2000-2001 | 23/11/2000 | 76,2 |
| 26 | 1990-1991 | 16/10/1990 | 75,6 |
| 27 | 1974-1975 | 28/09/1974 | 75,3 |
| 28 | 1993-1994 | 10/01/1994 | 73,4 |
| 29 | 1990-1991 | 08/12/1990 | 73,2 |
| 30 | 1993-1994 | 05/10/1993 | 70,2 |
| 31 | 2000-2001 | 15/10/2000 | 68,6 |
| 32 | 1966-1967 | 03/11/1966 | 66,6 |
| 33 | 1977-1978 | 25/02/1978 | 66,1 |
| 34 | 1970-1971 | 13/11/1970 | 65,7 |
| 35 | 1966-1967 | 29/09/1966 | 65,1 |
| 36 | 1979-1980 | 12/10/1979 | 63,2 |
| 37 | 1984-1985 | 03/10/1984 | 62,8 |
| 38 | 2000-2001 | 11/10/2000 | 62,8 |
| 39 | 2000-2001 | 13/11/2000 | 62,2 |
| 40 | 1988-1989 | 01/12/1988 | 62 |
| 41 | 1979-1980 | 20/09/1979 | 61,8 |
| 42 | 1966-1967 | 15/10/1966 | 61,4 |
| 43 | 1968-1969 | 13/03/1969 | 61,4 |
| 44 | 1968-1969 | 16/11/1968 | 61,3 |
| 45 | 1971-1972 | 19/02/1972 | 61,1 |
| 46 | 1983-1984 | 22/05/1984 | 60,6 |
| 47 | 1977-1978 | 12/01/1978 | 60,2 |
| 48 | 1976-1977 | 20/02/1977 | 60 |
| 49 | 1967-1968 | 23/08/1968 | 59 |
| 50 | 1982-1983 | 18/06/1983 | 59 |

| | A | B | C | D | E | F |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | | Ajustement à une loi de Poisson | | | | |
| 2 | | Nombre de dates rencontrées = | | 23 | | |
| 3 | | Nombre de dates possibles = | | 36 | | |
| 4 | Moyenne= | 1,17 | rt-type théo. = | 1,08 | Ecart-type exp. = | 1,32 |
| 5 | | | | | | |
| 6 | | | | | | |
| 7 | Dates rencontrées | Dates rencontrée | Effectif | Effectif | Nb. exp. | Nb. théo. |
| 8 | 1973-1974 | | | 0 | 13 | 11,21 |
| 9 | 1987-1988 | | | 1 | 12 | 13,08 |
| 10 | 1998-1999 | | | 2 | 7 | 7,63 |
| 11 | 1999-2000 | | | 3 | 2 | 2,97 |
| 12 | 1992-1993 | | | 4 | 1 | 0,87 |
| 13 | 2000-2001 | | | 5 | 0 | 0,20 |
| 14 | 1987-1988 | | | 6 | 1 | 0,04 |
| 15 | 1968-1969 | | | | | |
| 16 | 1998-1999 | | | | | |
| 17 | 1996-1997 | | | | | |
| 18 | 1992-1993 | | | | | |
| 19 | 1997-1998 | | | | | |
| 20 | 1993-1994 | | | | | |
| 21 | 1978-1979 | | | | | |
| 22 | 1991-1992 | | | | | |
| 23 | 1965-1966 | | | | | |
| 24 | 1999-2000 | | | | | |
| 25 | 2000-2001 | | | | | |
| 26 | 1968-1969 | | | | | |
| 27 | 2000-2001 | | | | | |
| 28 | 1990-1991 | 1965-1966 | 1 | | | |
| 29 | 1974-1975 | 1966-1967 | 3 | | | |
| 30 | 1993-1994 | 1968-1969 | 4 | | | |
| 31 | 1990-1991 | 1970-1971 | 1 | | | |
| 32 | 1993-1994 | 1971-1972 | 1 | | | |
| 33 | 2000-2001 | 1973-1974 | 1 | | | |
| 34 | 1966-1967 | 1974-1975 | 1 | | | |
| 35 | 1977-1978 | 1977-1978 | 2 | | | |
| 36 | 1970-1971 | 1978-1979 | 1 | | | |
| 37 | 1966-1967 | 1979-1980 | 2 | | | |
| 38 | 1979-1980 | 1983-1984 | 1 | | | |
| 39 | 1984-1985 | 1984-1985 | 1 | | | |
| 40 | 2000-2001 | 1987-1988 | 2 | | | |
| 41 | 2000-2001 | 1988-1989 | 1 | | | |
| 42 | 1988-1989 | 1990-1991 | 2 | | | |
| 43 | 1979-1980 | 1991-1992 | 1 | | | |
| 44 | 1966-1967 | 1992-1993 | 2 | | | |
| 45 | 1968-1969 | 1993-1994 | 3 | | | |
| 46 | 1968-1969 | 1996-1997 | 1 | | | |
| 47 | 1971-1972 | 1997-1998 | 1 | | | |
| 48 | 1983-1984 | 1998-1999 | 2 | | | |
| 49 | 1977-1978 | 1999-2000 | 2 | | | |
| 50 | | 2000-2001 | 6 | | | |

Ajustement à une loi de Poisson

14 12 10 8 6 4 2 0

0 1 2 3 4 5 6

(Moyenne=1,167)

Nb. exp. — Nb. théo.

## III.9.3 Compléments techniques

Dans la feuille de résultats Tab Poisson, on retrouve en colonne A l'échantillon des années hydrologiques, dans les colonnes B et C on retrouve pour chaque année où il y a eu au moins un dépassement, le nombre de dépassement. Par exemple il y a eu 1 pluie supérieure à 60mm en 1965-1966, 3 pluies en 1966-1967 et 4 pluies en 1968-1969…

Le seul paramètre de la loi de Poisson est le nombre moyen de dépassement (avec 42 pluies en 46 ans, on a $\mu = \frac{42}{36} = 1.17$ indiqué en cellule B4). Si la distribution du nombre d'occurrence suit bien une loi de Poisson, on démontre que la moyenne $\mu$ est lié à l'écart-type $\sigma$ par la relation : $\sigma = \sqrt{\mu}$

Donc on devrait avoir un écart-type théorique de $1.08 = \sqrt{1.17}$ On constate que l'écart-type expérimental est un peu plus fort avec $\sigma = 1.32$ Sur le graphique joint on a reporté les nombres théoriques et expérimentaux des différentes occurrences. Ce graphique permet de se faire une idée subjective de la qualité de l'ajustement.